Research Paper

The impact of banking crisis and monetary policy instability on private investment and economic growth in Iran

Yousef Eisazadeh Roshan [1*], Morteza Sameti[2], Morteza Bakhshoodeh [3]

[1] Associate Professor, Department of Theoretical Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran, y.eisazadeh@umz.ac.ir
[2] Retired Professor of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran, msameti@gmail.com
[3] Ph.D. Student in Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran, morteza.bakhshoudeh@gmail.com

10.22080/mrl.2026.30382.2209

Received:
October 28, 2025
Accepted:
May 21, 2026
Available online:
May 21, 2026

Abstract

In the current economic conditions of Iran, identifying the factors affecting investment and economic growth, given their importance and vital role, is essential. The main objective of this article is to answer the question of what impact a banking crisis has on private investment and economic growth in Iran. For this purpose, annual data of the Iranian economy from 1981 to 2024 and the nonlinear approaches of Markov Switching and STR have been used. The results indicate that a banking crisis, depending on its severity, has different effects on investment and economic growth; at lower levels, it may lead to increased supervision and the channeling of resources towards productive activities. However, as the severity of the crisis increases, it has a significant negative impact on investment and economic growth, as it reduces access to credit and increases financing costs, thereby leading to a decrease in investment and economic growth. Furthermore, investment has a positive impact on economic growth. These findings emphasize the necessity of carefully managing banking crises to maintain the sustainability of economic growth.

Keywords:
Banking Crisis, Monetary Policy Instability, Economic Growth, Investment
JEL Classification:
G01, E52, O40, E22.

[*]**Corresponding Author:** Yousef Eisazadeh Roshan
Address: Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.
Email: y.eisazadeh@umz.ac.ir

This work is licensed under the Creative Commons—Attribution-Non Commercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0).
© University of Mazandaran

Extended Abstract

1. Introduction

A banking crisis, by disrupting the core financial intermediation function, exerts a substantial impact on private investment and economic growth. This phenomenon restricts financing for new investment projects through a severe contraction in credit extended to the private sector, while simultaneously elevating financing costs by rupturing long-term informational relationships between banks and firms. Consequently, private investors face more difficult and expensive access to capital, significantly dampening incentives for productive investment. This process ultimately leads to a decline in gross fixed capital formation and a persistent weakening of the economy's growth potential. This study employs nonlinear Markov Switching and Smooth Transition Regression (STR) approaches to analyze these relationships using annual Iranian economic data from 1981 to 2024.

2. Method

This study employs Markov Switching and Smooth Transition Regression (STR) models using annual data from 1981 to 2024 to analyze the impact of banking crises on economic growth and private investment in Iran. The modeling framework specifies private investment as a function of monetary instability, the Money Market Pressure Index (as a proxy for banking crises), informal exchange rate growth, and economic growth. Simultaneously, economic growth is modeled as being influenced by monetary instability, banking crises, private investment, and the employment rate. The banking crisis index is constructed using the Money Market Pressure approach, incorporating the reserve-to-deposit ratio and short-term real interest rate. Monetary policy instability is quantified through a normalized index based on money supply growth and real interest rates. The Markov Switching approach enables identification of distinct regimes (such as normal and crisis periods), while the STR model analyzes smooth transitions between these regimes. This sophisticated methodological framework provides deeper insights into the nonlinear and regime-dependent mechanisms through which banking crises affect macroeconomic variables.

3. Results and Discussion

The empirical findings from nonlinear STR and Markov Switching models reveal a threshold-dependent and regime-switching relationship between banking crises and both economic growth and private investment. In the STR framework, banking crises exhibit a significant positive impact in low-intensity regimes, potentially attributable to enhanced regulatory oversight and more targeted credit allocation. However, beyond a critical threshold in high-intensity regimes, this effect reverses to significantly negative, demonstrating the detrimental consequences of severe banking distress on economic performance. The Markov Switching model corroborates these nonlinear dynamics, identifying distinct regimes characterized by differential crisis effects. Complementary analysis confirms private investment's significant positive contribution to economic growth, while monetary instability and informal exchange rate growth exert negative influences on both growth and investment. These results collectively emphasize the critical importance of early-stage banking crisis management to mitigate adverse spillovers to the real economy.

4. Conclusion

Employing advanced nonlinear econometric frameworks, this study elucidates the complex threshold-dependent relationship between banking crises and macroeconomic performance. The empirical evidence reveals a dualistic nature in this relationship, fundamentally governed by crisis intensity. During mild crisis regimes, the banking system activates self-correcting mechanisms that transform financial distress into opportunities for structural improvement. These include enhanced regulatory oversight, strategic reallocation of credit, elimination of inefficient financial institutions, and accelerated adoption of financial technologies, collectively contributing to improved resource allocation and sustainable growth. However, beyond a critical threshold of crisis severity, these positive effects undergo a complete reversal. In severe crisis regimes, the financial system experiences catastrophic failure characterized by credit market paralysis, soaring financing costs, capital flight, and currency depreciation. The breakdown of self-correcting

mechanisms is compounded by potentially counterproductive policy responses, leading to prolonged economic contraction. The transition dynamics between regimes are mediated by key vulnerability indicators including capital adequacy, non-performing loans, financial market depth, and institutional capacity for crisis management. Weaker fundamentals accelerate the shift from mild to severe crisis states. These findings carry crucial policy implications: first, continuous monitoring of banking sector health indicators enables early detection of emerging vulnerabilities; second, building institutional capacity for prompt intervention prevents crisis escalation; third, implementing macroprudential policies enhances financial system resilience against regime transitions. This research underscores that comprehending the nonlinear dynamics and precise threshold identification in banking crises enables policymakers to design appropriately calibrated responses, thereby preventing the transmutation of manageable financial stress into full-blown economic catastrophe.

Funding
There is no funding support.

Conflict of Interest Authors
The authors declare no conflict of interest.

Disclosure of AI Use
The author(s) declare that no artificial intelligence (AI) tools were used in the writing, analysis, or preparation of this manuscript.

Authors' Contribution
The authors contributed to the conceptualization and writing of the article. All of the authors approved the content of the manuscript and agreed on all aspects of the work.

Acknowledgments
We are grateful to all individuals who provided scientific consultation on this paper.

علمی

تاثیر بحران بانکی و بی‌ثباتی سیاست پولی بر سرمایه‌گذاری خصوصی و رشد اقتصادی در ایران [۱]

یوسف عیسی زاده روشن [۴*]، مرتضی سامتی [۵]، مرتضی بخشوده [۶]

[۴] دانشیار گروه اقتصاد نظری دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران. ایمیل: y.eisazadeh@gmail.com
[۵] استاد بازنشسته اقتصاد دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران. ایمیل: msameti@gmail.com
[۶] دانشجوی دکتری اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران. ایمیل: morteza.bakhshoudeh@gmail.com

10.22080/mrl.2024.27310.2092

تاریخ دریافت:
۰۱ تیر ۱۴۰۳
تاریخ پذیرش:
۳۰ شهریور ۱۴۰۳
تاریخ انتشار:
۱۰ خرداد ۱۴۰۴

کلیدواژه ها:
بحران بانکی، بی‌ثباتی سیاست پولی، رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری
طبقه‌بندی:
G01, E52, O40, E22.

چکیده

در شرایط کنونی اقتصاد ایران، شناسایی عوامل تاثیرگذار بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی با توجه به اهمیت و نقش حیاتی آنها، ضروری است. هدف اصلی این مقاله پاسخ به این پرسش است که بحران بانکی و بی‌ثباتی سیاست پولی چه تاثیری بر سرمایه‌گذاری خصوصی و رشد اقتصادی در ایران دارد. برای این منظور از داده‌های سالانه اقتصاد ایران در بازه سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۴۰۳ و از رهیافت‌های غیرخطی مارکوف سوئیچینگ و STR استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که بحران بانکی، بسته به شدت آن، تاثیرات متفاوتی بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی دارد؛ در سطوح پایین‌تر، ممکن است به افزایش نظارت و هدایت منابع به سمت فعالیت‌های مولد در نتیجه به افزایش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی منجر شود، اما با افزایش شدت بحران، تاثیر منفی و معناداری بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی خواهد داشت، زیرا دسترسی به اعتبارات را کاهش داده و هزینه تامین مالی را افزایش می‌دهد و از این رو موجب کاهش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی خواهد شد. بی‌ثباتی سیاست پولی بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی اثر منفی داشته و همچنین سرمایه‌گذاری تاثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارد. این یافته‌ها بر لزوم مدیریت دقیق بحران‌های بانکی و بی‌ثباتی سیاست پولی برای حفظ و پایداری سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی تاکید دارند.

۱ مقدمه

یکی از مهم‌ترین عوامل تاثیرگذار بر رفاه اجتماعی کشورها، دستیابی به نرخ رشد اقتصادی بالا می‌باشد. بررسی علل و عوامل رشد همواره مورد توجه خاص اقتصاددان‌ها بوده و الگوهای رشد متعددی برای آن طراحی شده است. بیش از دو سده، اقتصاددانان کلاسیک تنها سرمایه‌های مادی و ملموس را به عنوان موتور محرکه رشد وتوسعه اقتصادی معرفی می‌کردند. الگوهای رشد نئوکلاسیکی سولو[۲] (۱۹۵۶) و سوان[۳] (۱۹۵۶) نیز عواملی همچون نیروی کار، سرمایه فیزیکی و سطح اولیه درآمد سرانه به عنوان عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی تاکید می‌نمودند. ولی بعدها مطالعات تجربی و نظری متعددی (مانند ادبیات رشد درونزا) نشان دادند که سرمایه‌های فیزیکی و نیروی کار به تنهایی نمی‌توانند توجیه‌کننده تفاوت رشد اقتصادی کشورها باشند، بلکه طیف وسیعی از متغیرها از جمله منابع طبیعی، کیفیت نهادها، سرمایه انسانی، شرایط جغرافیایی، عملکرد دولت‌ها و بسیاری عوامل دیگر وجود دارند که رشد اقتصادی کشورها را در دوره‌های زمانی مختلف تحت تاثیر خود قرار داده‌اند.

یکی از مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار بر رشد اقتصادی در همه الگوهای رشد از ابتدا تا به حال، سرمایه‌گذاری بوده است. منظور از سرمایه‌گذاری در اقتصاد کلان آن دسته از مخارج نهایی در اقتصاد است که به حفظ و تداوم یا افزایش ظرفیت تولید کالاها و خدمات اقتصاد می‌انجامد. سرمایه‌گذاری به عنوان پرنوسان‌ترین و حساس‌ترین جزء حساب ملی، نقش مهمی روی افزایش بنیه اقتصادی کشور، افزایش اشتغال، کاهش واردات، افزایش ذخایر ارزی و حرکت سریع‌تر به سوی پیشرفت اقتصادی دارد. از سویی، تمامی مکاتب اقتصادی، سرمایه را به عنوان عامل کلیدی برای رشد اقتصادی تلقی می‌کنند و در اغلب الگوهای رشد اقتصادی، جایگاه با اهمیتی برای سرمایه در نظر می‌گیرند.

[۱] . این مقاله مستخرج از رساله دکترای اینجانب به راهنمایی دکتر یوسف عیسی‌زاده روشن و مرتضی سامتی در دانشکده علوم اقتصاد و اداری دانشگاه مازندران است.

[2] Solow
[3] Swan

سرمایه‌گذاری به عوامل مختلفی بستگی دارد که از میان آنها میزان رشد اقتصادی، امنیت اقتصادی، فضای کسب و کار مناسب، سیاست‌های مالی دولت، نقش‌آفرینی دولت و نهادهای عمومی غیردولتی در اقتصاد و حاکمیت نقش مهم‌تری نسبت به سایر عوامل ایفا می‌کنند. درآمد افراد، شرکت‌ها و یک کشور نیز از عوامل مهم مؤثر بر سرمایه‌گذاری است که ارتباط مثبتی با میزان سرمایه‌گذاری دارد. به عبارت دیگر هرچه درآمد افراد، شرکت‌ها و یا یک کشور افزایش یابد، سهم سرمایه‌گذاری نیز در کشور (متناسب با میل نهایی به سرمایه‌گذاری) افزایش خواهد یافت. بطوریکه در خلال سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۹۵ با توجه به کاهش درآمد دولت در نتیجه کاهش قیمت جهانی نفت و همچنین کاهش ارزش صادرات نفتی ایران به دلیل تحریم‌های بین‌المللی و بالابودن مخارج جاری دولت، سهم سرمایه‌گذاری‌های دولتی و به تبع آن سرمایه‌گذاری بخش خصوصی نیز کاهش یافت.

بخش بانکی نیز به عنوان مهم‌ترین رکن تامین مالی فعالیت‌های اقتصادی، نقش بسزایی در افزایش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی دارا می‌باشد و سلامت آن می‌تواند در عملکرد مثبت و رو به رشد فعالیت‌های اقتصادی مثمر ثمر باشد. از این رو، بحران‌های بانکی از آن جهت دارای اهمیت اساسی در مطالعات اقتصادی هستند که به‌عنوان هسته اصلی سیستم مالی، نقش محوری در تجهیز و تخصیص منابع، انتقال سیاست‌های پولی و تأمین مالی بخش واقعی اقتصاد ایفا می‌کند. بروز بحران در این بخش می‌تواند با تضعیف کارکرد واسطه‌گری مالی، منجر به اختلال در جریان اعتبارات، کاهش سرمایه‌گذاری و افت تولید شود. از آنجا که بانک‌ها پیوندی تنگاتنگ با سایر بخش‌های اقتصادی دارند، بی‌ثباتی در نظام بانکی به‌سرعت به بخش واقعی اقتصاد سرایت کرده و می‌تواند رکودهای عمیق و طولانی‌مدت ایجاد کند. علاوه بر این، بحران‌های بانکی معمولاً با افزایش نااطمینانی، بی‌اعتمادی عمومی و نوسانات شدید در بازارهای مالی همراه هستند که هزینه‌های اقتصادی و اجتماعی قابل‌توجهی را به اقتصاد تحمیل می‌کند.

از سوی دیگر، اهمیت بحران بانکی از منظر سیاست‌گذاری نیز قابل توجه است؛ زیرا مدیریت نادرست این بحران‌ها می‌تواند پیامدهای بلندمدت و ساختاری برای اقتصاد به همراه داشته باشد. در بسیاری از موارد، مداخله دولت و بانک مرکزی برای مهار بحران بانکی منجر به افزایش بدهی عمومی، فشار بر منابع مالی دولت و محدود شدن فضای سیاست‌گذاری در آینده می‌شود. با این حال، تجربه‌های بین‌المللی نشان می‌دهد که بحران‌های بانکی، در صورت مدیریت صحیح، می‌توانند به‌عنوان فرصتی برای اصلاح ساختارهای ناکارآمد، تقویت چارچوب‌های نظارتی و افزایش انضباط مالی عمل کنند. از این رو، بررسی دقیق بحران‌های بانکی و شناخت آثار آن‌ها بر متغیرهای کلان اقتصادی، نه‌تنها برای درک ریشه‌های بی‌ثباتی مالی ضروری است، بلکه برای طراحی سیاست‌های پیشگیرانه و کاهش آسیب‌پذیری اقتصاد در برابر شوک‌های مالی نیز اهمیت بنیادین دارد.

لذا، این مقاله به دنبال بررسی اثرات بحران بانکی بر سرمایه-گذاری خصوصی و رشد اقتصادی در ایران خواهد بود. در این راستا از داده‌های سالانه اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۴۰۳ و رهیافت غیرخطی مارکوف سویچینگ و STR استفاده شده است. لذا، این مقاله به دنبال پاسخگویی به سوالات ذیل است:

- آیا بحران بانکی موجب کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی نخواهد شد؟
- آیا بحران بانکی موجب کاهش رشد اقتصادی نخواهد شد؟

از این رو این مقاله در ۶ بخش مقدمه، مبانی نظری، پیشینه تحقیق، مدلسازی، تخمین مدل و تفسیر نتایج و نتیجه‌گیری تنظیم و ارائه شده است که در ادامه به بررسی مطالعات پیشین مربوط به موضوع تحقیق پرداخته می‌شود.

۲ ادبیات تحقیق

۲,۱ مبانی نظری

لازمه یک اقتصاد قدرتمند، یک نظام مالی با کارکردهای صحیح و کامل است. نظام مالی که وظیفه اصلی آن انتقال وجوه به فرصت‌های سرمایه‌گذاری پربازده و مولد است و در پوشش آن نه تنها معاملات اقتصادی به بهترین وجه، صورت می‌گیرد، بلکه اقتصاد نیز به سمت و سوی موفقیت سوق می‌یابد. نظام مالی با غلبه بر اصطکاک‌های اقتصاد واقعی، معاملات را تسهیل و بر رفتار پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و به تبع آن رشد اقتصادی تأثیرگذار است (کرمر[1]، ۲۰۱۶). چنانچه سرمایه به کارکردهای نادرست تخصیص یابد و یا اصلاً جریان پیدا نکند سرمایه‌گذاری مولد کاهش یافته و به تبع آن موجب رکود اقتصادی و شکل‌گیری بحران مالی خواهد شد (هافکت و کارهولت[2]، ۲۰۱۱). در اقتصاد ایران که دارای یک نظام تامین مالی بانک محور است می‌توان گفت بحران بانکی در واقع همان بحران نقدینگی است که بانک‌های یک کشور با آن مواجه هستند. بحران‌های بانکی گویای این است که بخش مالی می‌تواند منبع قدرتمندی برای شوک‌های مرتبط با چرخه‌های تجاری باشند (لیون[3]، ۲۰۱۱) .

صندوق بین‌المللی پول (۱۹۹۸) بحران بانکی را وضعیتی تعریف می‌کند که در آن، هجوم بانکی[4] بالقوه، بانک‌ها را وادار به تعلیق بدهی‌های خود یا تحمل مداخله دولت در مقیاس وسیع می‌سازد. بحران بانکی منعکس‌کننده بحران نقدینگی و ورشکستگی یک یا چند بانک در سیستم مالی است. با توجه به زیان‌های قابل توجه بانک، بانک با کمبود نقدینگی بحرانی مواجه می‌شود تا جایی که توانایی آن را در بازپرداخت قراردادهای بدهی و برداشت‌های مطالبه شده توسط

[1] Kremer
[2] Haefcket & Skarholt
[3] Laeven
[4] Bank run

سپرده‌گذاران مختل خواهد شد (کتاب راهنمای پژوهشی‌پیش بینی بحران مالی و بانکی از طریق سیستم‌های هشدار اولیه[1]، ۲۰۱۶).

بانک‌ها به دلیل نوع فعالیت عموماً در معرض بحران قرار می‌گیرند. بانک‌ها، واسطه‌های مالی بوده که غالبا تعهدات آنها در شکل سپرده‌های کوتاه‌مدت و دارایی‌های آن‌ها، تسهیلات پرداخت شده به کسب و کار و مصرف‌کنندگان با بازه زمانی بلندمدت است. زمانی که ارزش دارایی‌های بانکی نسبت به ارزش بدهی آن کاهش یابد، در پرداخت تعهدات خود دچار ناتوانی خواهد شد. ارزش دارایی‌های بانک ممکن است به دلایل متفاوتی نظیر عدم‌توانایی قرض‌گیرندگان یا عدم تمایل آن‌ها جهت پرداخت بدهی خود به بانک (ریسک اعتباری)، کمتر شدن نرخ بازده دارایی‌ها نسبت به نرخ بهره بازپرداخت تعهدات و یا منجمد شدن دارایی‌های بانک به دلیل بنگاه‌داری یا سفته‌بازی برای کسب سود بیشتر می‌تواند در وضعیت نامطلوب قرار گیرد. مورد دیگر بحران بانکی، متناسب نبودن نرخ بازده بر اثر تغییر در نرخ برابری ارز است. این مورد زمانی رخ می‌دهد که بانک‌ها به پول خارجی وام دریافت و به پول داخلی وام پرداخت کنند. زمانی که سپرده‌های بانکی بیمه نشده باشند با نامطلوب‌شدن کیفیت سبد دارایی بانک، ممکن است بانک با هجوم سپرده‌گذاران جهت برداشت سپرده‌ها قبل از ورشکستگی مواجه شود.

بحران بانکی یکی از انواع بحران‌های مالی (بحران بانکی، بحران تراز پرداخت‌ها، بحران ارزی، بحران پولی و بحران بدهی) است که بر دو نوع است که نوع اول آن بحران نقدینگی[2] و نوع دوم، بحران ناترازی ترازنامه بانک‌ها (دارایی‌های موهوم)[3] نام دارد. بحران نقدینگی بانک‌ها نوعی از بحران است که در آن، بانک‌ها با هجوم ناگهانی سپرده‌گذاران برای برداشت سپرده‌هایشان (هجوم بانکی) مواجه می‌شوند (لیون و والنسیا[4]، ۲۰۰۸). بحران ناترازی ترازنامه بانک‌ها یک مشکل جدی است که اشاره به اختلاف ارزش واقعی‌دارایی‌ها از بدهی‌ها دارد و زمانی که ارزش واقعی دارایی‌ها کمتر از ارزش بدهی باشد، بحران ناترازی پیش خواهد آمد.

از دلایل عمده بروز بحران بانکی می‌توان به ریسک نقدینگی، ریسک اعتباری، ضعف سیستم‌های حسابرسی و مدیریتی، اثر شوک‌های بین‌المللی و افزایش نرخ‌های بهره بین‌المللی، ساختار بانک‌ها و مداخلات دولت در سیستم بانکی، آزادسازی مالی و در نهایت نظام‌های ارزی و نوسانات نرخ ارز اشاره نمود.

اینکه چگونه بحران مالی به بخش واقعی اقتصاد تسری می‌یابد و نهایتا به یک بحران اقتصادی منتهی می‌شود، خود سؤالی است که مورد تحقیق و پژوهش قرار دارد و هنوز در این رابطه پاسخ قطعی به دست نیامده است. یک تحلیل آن است که بحران بانکی موجب می‌شود عوامل تولید تحت تأثیر قرار گیرند. به عنوان مثال، نرخ مشارکت در بازار کار می‌تواند کم شود چرا که افراد جویای کار با مشاهده بحران از جستجو برای یافتن کار ناامید می‌شوند. البته ممکن است که با توجه به افت درآمد احتمالی، مشارکت فرد دومی در خانواده برای جبران در آمد بیشتر شود؛ در نتیجه این مکانیسم خیلی قطعی و قابل اطمینان نیست. اگر بحران بانکی نرخ بیکاری ساختاری را بالا ببرد، تولید می‌تواند در میان‌مدت افت کند. مثلا اگر بحران بانکی موجب جابجایی شدید نیروها در بین بخش‌ها گردد، در این حالت تحقق این جابجایی زمان‌بر خواهد بود و بیکاری اصطکاکی افزایش می‌یابد. اگر بازار کار غیرمنعطف باشد، روشن است که این جابجایی با دشواری شدیدتری انجام خواهد شد (آبیاد و دیگران، ۲۰۱۳).

اکثر کسانی که پیامدهای بحران بانکی را مورد مطالعه قرار داده‌اند کاهش اعطای اعتبار که پس از این بحران‌ها رخ می‌دهد را عامل اصلی برشمرده‌اند. آنها این امر را موجب کاهش سرمایه‌گذاری و به تبع آن کاهش انباشت سرمایه دانسته‌اند (آبیاد و دیگران، ۲۰۱۳). در همین راستا راینهارت و روگوف[5]، بحران‌های بانکی را بیش از آنکه مسبب رکود بدانند، عامل تشدید‌کننده رکود قلمداد کرده‌اند. از دید آنها رکود موجب نکول و معوق شدن بازپرداخت وام‌های دریافتی برخی وام‌گیرندگان می‌شود و این مسئله، مشکلاتی را برای برخی از بانک‌ها به وجود می‌آورد. بقیه شبکه بانکی به دلیل هراس از تکرار نکول در مورد خود آنها، از پرداخت وام خودداری می‌کنند و این امر خود رکود را تشدید می‌کند (راینهارت و روگوف، ۲۰۰۹). برنانکه[6] در مقاله معروف خود در سال ۱۹۸۳ خاطر نشان می‌سازد که رکود بزرگ دهه ۳۰ به این دلیل طولانی شد که سیستم مالی متلاشی شده بود (برنانکه، ۱۹۸۳).

بحران بانکی از یک کانال دیگر نیز به کاهش اعتبار منتهی می‌شود و آن رابطه بین مشتریان و بانک است. باید توجه داشت که بانک‌ها، اطلاعاتی در مورد مشتریان خود جمع‌آوری می‌کنند و بر اساس این اطلاعات روابطی با آنها برقرار کرده و وام می‌دهند. معمولا مشتریانی که با بانک‌ها روابط نزدیکی داشته‌اند راحت‌تر وام گرفته‌اند و این مسئله در تصمیم وام‌گیری آنها مؤثر بوده است. وقتی یک بانک ورشکسته می‌شود این روابط از دست می‌رود و برای مشتری مذکور هزینه وام‌گیری افزایش می‌یابد. افزایش هزینه وام‌گیری، دسترسی به اعتبارات را کاهش می‌دهد و این امر همزمان با کاهش تقاضا، تولید را کاهش می‌دهد (لیون و النسیا، ۲۰۱۲).

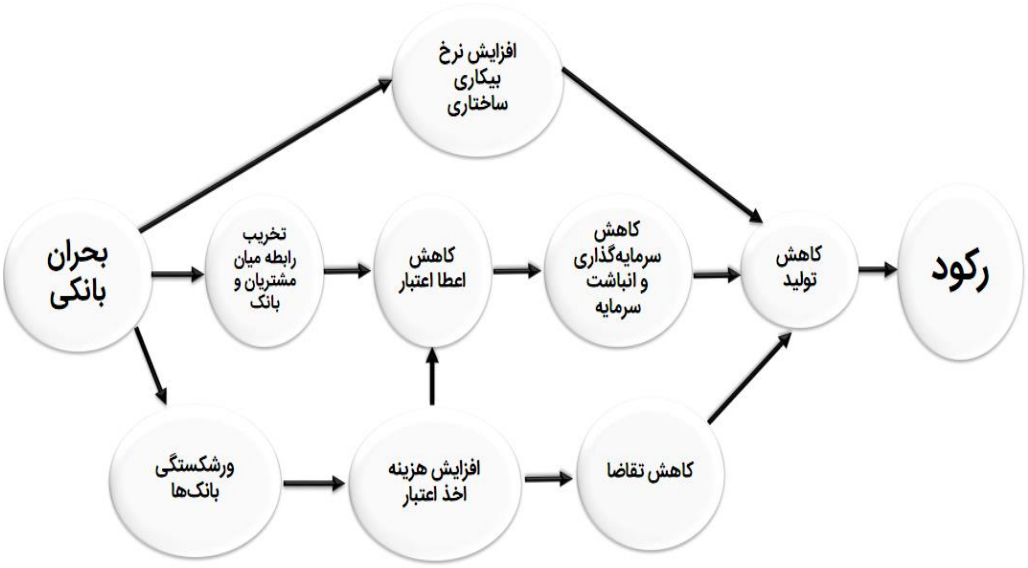
کانال‌های مختلفی برای انتقال بحران بانکی به بخش واقعی اقتصاد وجود دارد. یک کانال انتقال بحران مالی به بخش واقعی اقتصاد ممکن است تغییرات نرخ ارز باشد. بحران مالی وقتی خود را به شکل تغییرات نرخ ارز نشان می‌دهد، موجب می‌گردد تا نرخ ارز شدیداً افزایش یابد و پول ملی تضعیف شود. این امر ثروت کسانی را که وام‌های ارزی گرفته‌اند شدیداً کاهش می‌دهد.

[1] IGI Global, 2023 Handbook of Research on Financial and Banking Crisis Prediction through EWS
[2] Illiquidity
[3] Insolvency
[4] Laeven and Valencia
[5] Reinhart and Rogoff
[6] Bernanke

روند افزایش نرخ ارز موجب بالارفتن نرخ بهره و تغییر قیمت-های نسبی به زیان فعالین در حوزه کالاهای غیرتجاری می‌گردد. وقتی قدرت بازپرداخت وام‌ها کاهش می‌یابد، ثروت بانک‌ها نیز کاهش می‌یابد. این امر قدرت وام‌دهی بانک‌ها را شدیدا کاهش می‌دهد که پیامد آن بیشتر در بنگاه‌های کوچک و متوسط ظاهر می‌گردد. با عدم تأمین مالی بنگاه‌های تولیدی، تقاضای آنها برای برخی نهاده‌ها و محصولات واسطه‌ای کاهش یافته و تولیدشان نیز کاهش می‌یابد.

با بروز بحران بانکی از طرفی به دلیل آنکه بانک‌ها بخش اعظم سپرده‌ها را به تسهیلات بلندمدت تبدیل کرده‌اند که چه بسا بخشی از آن نیز به شکل مطالبات معوق درآمده باشد و وجود پاره‌ای دیگر از دارایی‌ها با درجه نقدشوندگی پایین از طرف دیگر، زمینه ورشکستگی بانک‌ها فراهم خواهد شد که در اصطلاح به انتقال این وضعیت از بانکی به بانک دیگر بحران سیستماتیک یا وحشت بانکی گفته می‌شود. شاید بتوان پدیده هجوم بانکی را نتیجه کاهش اعتماد و اطمینان سپرده‌گذاران به یک بانک به طور اخص و یا مجموعه سیستم بانکی دانست که خود معلول شرایط مالی و عملکرد بانک‌ها است. به عنوان نمونه، کاهش ارزش دارایی‌های بانک در برابر تعهدات خود، به دلایلی از جمله ناتوانی و یا عدم تمایل قرض‌گیرنده به پرداخت بدهی خود به بانک و با بالاتر بودن نرخ‌های سود پرداختی به سپرده‌ها نسبت به نرخ تسهیلات می‌تواند زمینه‌ساز بروز بحران باشد. از سوی دیگر چه بسا حتی با وجود سلامت بخش بانکی، شوک‌های نامساعد اقتصادی سبب کاهش تقاضای کل و قطع تولید و سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها شده و در نتیجه تقاضای اعتبار کاهش یابد. همچنین افزایش نااطمینانی می‌تواند منتج به تأخیر بنگاه‌ها در امر سرمایه‌گذاری و اتخاذ تصمیمات آنها در امر دریافت تسهیلات بانکی گردد. همچنین شوک‌های نامساعد چه بسا شرایط پرداخت وام‌های بانکی را سخت‌تر و پیچده‌تر کرده و بانک‌ها تمایلی به پرداخت تسهیلات به وام‌گیرندگان با ریسک-پذیری بالا نداشته باشند.

نمودار ۱ : رابطه بحران بانکی و تولید و سرمایه‌گذاری



منبع: مطالعات تحقیق

تحریم‌های بانکی می‌توانند به‌طور مستقیم ثبات نظام بانکی کشورها را تضعیف کنند و احتمال بروز بحران‌های بانکی را افزایش دهند؛ مطالعات تجربی نشان داده‌اند که تحریم‌ها به‌ویژه تحریم‌های تجاری و مالی با محدود کردن دسترسی بانک‌ها به بازارهای بین‌المللی، کاهش توسعه مالی و افزایش ریسک‌های سیستماتیک مرتبط هستند و این عوامل می‌توانند بانک‌ها را در معرض شوک‌های نقدینگی و افزایش مطالبات معوق قرار دهند (شپلوا و همکاران[1]، ۲۰۲۴). لذا با توجه اهمیت عملکرد نظام بانکی در تمامی سطوح اقتصادی و آثار جبران ناپذیر ورشکستی آن بر کشور، بررسی پدیده بحران بانکی و آثار آن بر بخش واقعی اقتصاد در اقتصاد کشورمان ضروری می‌نماید.

۲,۲ مروری بر مطالعات پیشین

طی بررسی‌های انجام شده در خصوص موضوع تحقیق، مطالعات متعددی مورد بررسی قرار گرفته‌اند که نتایج این بررسی‌ها به طور خلاصه در جدول ۱ ارائه شده است.

[1] Shchepeleva et al.

جدول ۱: خلاصه مطالعات تجربی پیشین

پژوهشگران	موضوع	سال انتشار	روش	نتایج
عباسی‌نژاد و همکاران	اثرات حقیقی شوک‌های پولی در زمان بحران بانکی	۱۴۰۲	DSGE	کاهش اثرگذاری تکانه‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی در زمان وجود بحران
چنارانی و همکاران	اثرات بحران بانکی بر متغیرهای کلان اقتصاد	۱۴۰۲	DSGE	افت شدید رشد اقتصادی و افزایش نوسانات اقتصادی در اثر بحران بانکی ناترازی
فلاحی و رحمانی	شناسایی نقش شوکهای مالی در نوسانات اقتصاد ایران	۱۳۹۸	مدل خودرگرسیون برداری با محدودیت علامتی	شوک عرضه اعتبارات از اهمیت قابل ملاحظه‌ای در توضیح نوسانات متغیرهای بخش حقیقی اقتصاد برخوردار است.
ابونوری و کاشفی	بررسی اثرات کارایی و انضباط پولی بر رشد اقتصادی در استان‌های ایران	۱۳۹۶	PANEL	اثر منفی و معنی‌دار کارایی بانک‌ها، بی‌انضباطی پولی بر رشد اقتصادی
پروین و همکاران	بررسی واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک‌های ترازنامه‌ای	۱۳۹۳	DSGE	الف. اثرات منفی شوک ذخیره مطالبات معوق بر تولید و تورم بیش از شوک برداشت سپرده و شوک نقدینگی بانک است. ب. خروج سپرده نیز به‌عنوان مهم‌ترین منبع تأمین مالی اعتبارات، قدرت اعتباری بانک‌ها را می‌کاهد.
شاه‌حسینی و جاوید بهرامی	لحاظ نمودن بخش بانکی به عنوان واسطه مالی در مدلسازی اقتصاد ایران	۱۳۹۱	DSGE	مطالبات معوق، باعث کاهش اثرگذاری شوک پولی می‌شود.
ویکس	اثرات بلندمدت اختلالات بازار اعتبار بر عملکرد واقعی بنگاه‌ها	۲۰۲۳	VAR	بنگاه‌های مواجه با شوک مالی، با شکاف موقتی سرمایه‌گذاری به مدت دو سال مواجه می‌شوند که منجر به شکاف پایدار رشد انباشته شش سال پس از بحران می‌شود.
لی و ژانگ	رابطه علی بین توسعه بانک‌ها و رشد اقتصادی	۲۰۲۲	GMM	پس از بحران، بانک‌ها از طریق اعتبار، پس انداز و خدمات نقش محرک اقتصادی را ایفا می‌کنند.
کنی و همکاران	اثرات اقتصاد کلان بحران بانکی	۲۰۲۱	VAR	بحران‌های بانکی با افت‌های کوتاه، سریع و قابل توجه در رشد اقتصادی همراه است.
معبودیان و احسانی[1]	اثرات تکانه‌های کلان بر تولید ناخالص داخلی	۲۰۱۹	B-VAR	کاهش نرخ رشد اقتصادی پس از یک دوره کوتاه در نتیجه تکانه پولی

منبع: مطالعات تحقیق

مرور ادبیات نظری و تجربی نشان می‌دهد که اگرچه مطالعات متعددی به بررسی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری پرداخته‌اند، اما بررسی نقش بحران‌های بانکی به‌صورت صریح، نظام‌مند و غیرخطی در اقتصاد ایران همچنان با خلأهای جدی مواجه است. بخش عمده‌ای از پژوهش‌های داخلی، بحران بانکی را یا به‌طور ضمنی و از طریق متغیرهای مالی کلی (نظیر نقدینگی، اعتبارات بانکی یا شاخص‌های ثبات مالی) لحاظ کرده‌اند یا با استفاده از الگوهای خطی، اثر آن را بر متغیرهای کلان اقتصادی برآورد نموده‌اند. این در حالی است که ماهیت بحران‌های بانکی ذاتاً غیرخطی، رژیم‌محور و وابسته به آستانه‌های رفتاری است و نمی‌توان آثار آن را در چارچوب مدل‌های خطی به‌درستی تبیین کرد.

[1] Maboudian & Ehsani

از سوی دیگر، در اغلب مطالعات تجربی انجام‌شده برای ایران، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی به‌صورت جداگانه و بدون توجه به سازوکار انتقال بحران بانکی به این دو متغیر کلیدی بررسی شده‌اند. این امر موجب شده است تا پیوند علی و پویای میان بحران بانکی، اختلال در تامین مالی، کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و در نهایت افت رشد اقتصادی به‌طور جامع مورد واکاوی قرار نگیرد. لذا، نوآوری این مقاله این است که برخلاف همه تحقیقات انجام شده که از مدل‌های خطی جهت بررسی اثرات بحران بانکی بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی استفاده نموده‌اند، اثرات غیرخطی و آستانه‌ای بحران بانکی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و رشد اقتصادی در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گرفت.

۳ روش‌شناسی تحقیق

بحران‌های بانکی معمولاً با شکست‌های ساختاری، تغییر ناگهانی روابط اقتصادی و تشدید نوسانات کلان همراه هستند. در چنین شرایطی، واکنش متغیرهایی نظیر رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری نسبت به شوک‌های مالی، با دوره‌های عادی تفاوت معناداری دارد. مدل‌های خطی متعارف فرض می‌کنند که روابط میان متغیرهای اقتصادی در طول زمان ثابت و واکنش‌ها متقارن هستند، در حالی‌که این فروض در دوره‌های بحران مالی به‌طور گسترده نقض می‌شوند (همیلتون[1]، ۱۹۸۹). ادبیات نظری اقتصاد کلان مالی، به‌ویژه نظریه شتاب‌دهنده مالی، تأکید می‌کند که اصطکاک‌های مالی سبب می‌شوند شوک‌ها در شرایط بحران با شدت بیشتری به بخش واقعی اقتصاد منتقل شوند. در این چارچوب، تضعیف ترازنامه بانک‌ها و بنگاه‌ها موجب می‌شود که کاهش اعتبارات بانکی، اثرات نامتناسب و فزاینده‌ای بر سرمایه‌گذاری و تولید داشته باشد (برنانکه و همکاران[2]، ۱۹۹۹). بنابراین، شدت و جهت اثر بحران بانکی بر متغیرهای کلان به وضعیت اقتصاد و میزان تنش مالی بستگی دارد که این امر، لزوم استفاده از مدل‌های غیرخطی و وابسته به رژیم را توجیه می‌کند. از منظر نظری، مدل‌های غیرخطی با تکیه بر این واقعیت شکل گرفته‌اند که واکنش متغیرهای کلان اقتصادی نسبت به شوک‌های مالی به وضعیت اقتصاد و شدت تنش‌های مالی بستگی دارد. نظریه شتاب‌دهنده مالی بیان می‌کند که وجود اصطکاک‌های مالی در بازارهای اعتباری موجب می‌شود شوک‌های منفی در شرایط بحران با شدت بیشتری به بخش واقعی اقتصاد منتقل شوند، به‌گونه‌ای که کاهش ارزش دارایی‌ها و تضعیف ترازنامه بانک‌ها و بنگاه‌ها، منجر به محدودیت اعتباری، افت سرمایه‌گذاری و کاهش تولید می‌شود (برنانکه و همکاران، ۱۹۹۹). در نتیجه، اثر بحران بانکی بر رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری در دوره‌های بحران به‌مراتب بزرگ‌تر و پایدارتر از دوره‌های عادی است و این ناهمگنی رفتاری، استفاده از مدل‌های غیرخطی را از نظر نظری توجیه می‌کند. در این چارچوب، مدل‌های مارکوف‌سوییچینگ بر این فرض استوارند که اقتصاد می‌تواند میان چند رژیم پنهان، نظیر رژیم بحران بانکی و رژیم ثبات مالی، جابه‌جا شود و این جابه‌جایی‌ها تابع یک فرآیند تصادفی مارکوفی است (همیلتون، ۱۹۸۹). از آنجا که زمان آغاز و پایان بحران‌های بانکی معمولاً به‌صورت دقیق قابل مشاهده نیست، این مدل‌ها امکان استخراج درون‌زای رژیم‌های مختلف از داده‌ها را فراهم می‌سازند و اجازه می‌دهند ضرایب روابط اقتصادی در هر رژیم به‌طور مجزا برآورد شود.

شواهد تجربی نشان می‌دهد که رکودهای ناشی از بحران‌های مالی و بانکی عمیق‌تر و ماندگارتر از چرخه‌های تجاری معمول هستند و آثار منفی شدیدتری بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی بر جای می‌گذارند (کلاسنز و همکاران[3]، ۲۰۱۲). بنابراین، چارچوب مارکوف‌سوییچینگ ابزار مناسبی برای تحلیل تفاوت رفتار متغیرهای کلان در دوره‌های بحران و غیربحران و بررسی پویایی انتقال بین این وضعیت‌ها محسوب می‌شود. در کنار این رویکرد، مدل‌های رگرسیون انتقال نرم نیز بر این مبنا شکل گرفته‌اند که تغییر در روابط اقتصادی لزوماً به‌صورت ناگهانی و گسسته رخ نمی‌دهد، بلکه اغلب با عبور تدریجی از سطوح آستانه‌ای خاص شدت می‌گیرد (تراسویرتا[4]، ۱۹۹۴). از آنجا که بحران‌های بانکی معمولاً در نتیجه انباشت تدریجی ریسک‌ها، ضعف‌های ترازنامه‌ای و تشدید نااطمینانی شکل می‌گیرند، مدل STRامکان آن را فراهم می‌کند که اثر بحران بانکی بر رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری به سطح شدت بحران وابسته باشد. در این چارچوب، شوک‌های بانکی در سطوح پایین تنش مالی ممکن است اثر محدودی بر فعالیت‌های واقعی اقتصاد داشته باشند، اما با عبور از یک آستانه بحرانی، اثرات منفی آن‌ها به‌طور نامتقارن و فزاینده تشدید شود؛ رفتاری که در مطالعات تجربی متعددی مورد تأیید قرار گرفته است (آغیون و همکاران[5]، ۲۰۱۰ و لو و پیگر[6]، ۲۰۰۵).

پس از توضیحات ارائه شده در خصوص مکانیزم اثرگذاری بحران بانکی بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی در این بخش به تخمین مدل و بررسی نتایج تجربی پرداخته خواهد شد. در این مقاله از طریق مدل آستانه‌ای و یا تغییر رژیم به بررسی اثر بحران بانکی بر رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی پرداخته می‌شود. شکل تبعی مدل‌های مورد استفاده به شکل ذیل است:

$$Inv_t = f(MI_t. BC_t. Ex_t. EG_t. e_t) \quad (1)$$

$$EG_t = f(MI_t. BC_t. Inv_t. ER_t. e_t) \quad (2)$$

[1] Hamilton
[2] Bernanke et al.
[3] Claessens et al.
[4] Teräsvirta
[5] Aghion et al.
[6] Lo & Piger

جدول ۲: معرفی متغیرها

نماد متغیر	عنوان متغیر
INV	سرمایه‌گذاری خصوصی
EG	رشد اقتصادی
MI	بی‌ثباتی سیاست پولی
BC	بحران بانکی
EX	رشد نرخ ارز غیررسمی
ER	نرخ اشتغال

منبع: محاسبات تحقیق

در این پژوهش به‌منظور اندازه‌گیری بی‌ثباتی سیاست پولی از یک شاخص ترکیبی استفاده می‌شود که براساس انحرافات غیرمنتظره متغیرهای منتخب سیاست پولی در هر دوره زمانی ساخته شده است. در گام نخست، مؤلفه بی‌ثباتی هر متغیر MPI_{it}به‌عنوان قدر مطلق اختلاف مقدار واقعی آن با مقدار مورد انتظارش محاسبه می‌شود.

$$I_{it} = |MPI_{it} - E(MPI_{it})| \qquad (3)$$

در این رابطه MPI_{it} نشان‌دهنده متغیر سیاست پولی i در دوره زمانی t و$E(MPI_{it})$ مقدار پیش‌بینی شده آن است. سپس برای هم‌مقیاس‌سازی این مؤلفه‌ها و امکان تجمیع آنها در یک شاخص کلی، از نرمال‌سازی حداقل–حداکثر استفاده می‌شود.

$$X_{it} = \frac{I_{it} - Min(I_i)}{Max(I_i) - Min(I_i)} \qquad (4)$$

که I_{it}: ارزش متغیر در هر دوره، $Min(I_i)$: کمترین ارزش متغیر در کل دوره، $Max(I_i)$: بیشترین ارزش متغیر در کل دوره و X_{it}: مقدار شاخص بی‌ثباتی در هر دوره است. در نهایت، شاخص بی‌ثباتی سیاست پولیMPI_t از میانگین ساده مؤلفه‌های نرمال‌شده به‌دست می‌آید:

$$MPI_t = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} \boldsymbol{X_{it}} \qquad (5)$$

که n تعداد متغیرهای سیاست پولی مورد استفاده است. این روش ساخت شاخص با ادبیات تجربی مربوط به شاخص عدم قطعیت سیاست پولی[1] هم‌راستا است، که در آن بی‌ثباتی سیاست پولی نشان‌دهنده عدم قطعیت یا نااطمینانی نسبت به تصمیمات و اجرای سیاست‌های پولی است (هاستد و همکاران[2]، ۲۰۲۰). همچنین، شایان ذکر است که جهت محاسبه بی‌ثباتی پولی از متغیرهای نرخ رشد نقدینگی و نرخ بهره حقیقی استفاده خواهد شد.

برای اندازه‌گیری و پیش‌بینی بحران‌های بانکی روش‌های مختلفی وجود دارد که یکی از این روش‌ها، آزمون هشدار اولیه است. آزمون هشدار اولیه به‌عنوان یک ابزار تجربی جهت بررسی آسیب‌پذیری اقتصاد کلان و برگرفته از داده‌های اقتصادی هستند که با جلب‌توجه کارشناسان به روند متغیرهای مربوط به بحران‌های گذشته، به سیاست‌گذاران در خصوص احتمال وقوع بحران‌های آینده هشدار می‌دهند (گرملیچ و همکاران[3]، ۲۰۱۰). روش فشار بازار پول(MPI[4]) نیز یکی از مهم‌ترین شاخص‌هایی است که برای اندازه‌گیری بحران بانکی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

بر اساس مطالعات تجربی هو (۲۰۰۷) و آبیاد (۲۰۰۳)، شاخص فشار بازار پول دارای دو جزء شامل نسبت ذخایر سیستم بانکی به سپرده‌های بانکی (γ) و جزء نرخ سود واقعی کوتاه‌مدت (r) می‌باشد که با تقسیم هر جزء، به انحراف معیار تغییرات جزء مورد نظر، شاخص نرمال شده و به شکل زیر محاسبه می‌شود.

$$MPI_t = \frac{\Delta\gamma_t}{\sigma\gamma_t} + \frac{\Delta r_t}{\sigma r_t} \qquad (6)$$

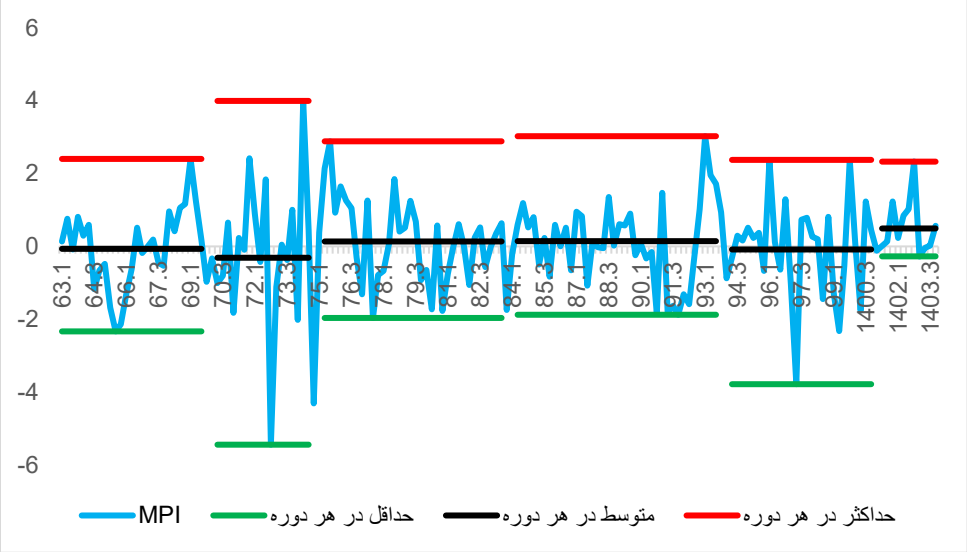
شاخص یاد شده نشان دهنده تنش در بازار پول است. در هنگام وقوع بحران بانکی به دلیل تزریق ذخایر اضافی توسط بانک مرکزی به سیستم بانکی، هجوم سپرده‌گذاران برای خروج سپرده‌ها از بانک را از بین برده و ریسک نقدینگی بانک‌ها را کاهش می‌دهد. برای محاسبه شاخص فشار بازار پول از

[1] Monetary Policy Uncertainty Index
[2] Husted et al.
[3] Gramlich et al.
[4] Money Market Pressure index

اطلاعات کل سپرده‌های بخش غیردولتی، اعتبارات اعطایی مقام پولی به بانک‌ها یا همان بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی، به عنوان پروکسی متغیر کل ذخایر بانکی استفاده می‌شود. برای محاسبه نرخ سود واقعی کوتاه‌مدت نیز از تفاضل میانگین نرخ-های سود (مورد انتظار) تسهیلات بانکی در بخش‌های مختلف و نرخ تورم استفاده می‌شود.

در ادامه، روند زمانی شاخص فشار بازار پول بر اساس اطلاعات فصلی متغیرهای پولی و بانکی موجود در نشریات آماری بانک مرکزی طی دوره زمانی ۱۴۰۳-۱۳۶۳ در نمودار (۱) ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود این شاخص از روند باثباتی برخوردار نبوده و با نوسان‌های زیاد در برخی از سال‌ها مواجه بوده است.

نمودار ۱: شاخص فشار بازار پول اقتصاد ایران طی دوره زمانی (۱۴۰۳:٤-۱۳٦۳:۱)



منبع: محاسبات تحقیق

همانطور که از نمودار فوق مشخص است شاخص وقوع بحران بانکی در اقتصاد ایران طی ادوار مختلف روند متفاوت داشته و با نوسانات بعضاً شدیدی همراه بوده است. صنعت بانکداری در ایران، یکی از واسطه‌های مالی مهم به شمار می‌آید که با سامان‌دهی مناسب منابع و مصارف، می‌تواند زمینه رشد و شکوفایی اقتصاد را فراهم آورد. بیش از ۸۰ درصد تامین مالی در ایران به‌واسطه بانک‌ها صورت می‌پذیرد؛ لذا، سلامت این بخش می‌تواند به بهبود شرایط اقتصاد کمک شایان توجهی نماید.

از اواخر دهه ۸۰، نظام پولی ایران با افزایش نوسانات و فشارهای شدید مواجه شد. طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۳، رشد متوسط نقدینگی حدود ۲۶ درصد، افزایش مطالبات معوق بانک‌ها به حدود ۲۰ درصد از کل اعتبارات، رشد قیمت‌ها تا ۳۵ درصد و تشدید تحریم‌های اقتصادی همراه با بحران مالی جهانی، نشان‌دهنده فشارهای مضاعف بر سیستم بانکی بوده است. اضافه برداشت بانک‌ها از حساب‌های جاری نزد بانک مرکزی به دلیل فشارهای دولت، مطالبات معوق، احتمال بخشودگی جرایم، اعطای خطوط اعتباری و ضعف مدیریت نقدینگی، عامل اصلی افزایش بدهی بانک‌ها بوده است. هم‌زمان، گسترش مؤسسات اعتباری غیرمجاز با فعالیت‌های پولی گسترده، صورت‌های مالی غیرشفاف و مدیریت ناکارآمد موجب خلق نقدینگی اضافی و در نهایت زیان به سپرده‌گذاران شد، که دولت و بانک مرکزی برای جلوگیری از تشدید بحران به مدیریت آن پرداختند.

در دوره ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸ نیز شاخص فشار بازار پول نوسانات بالایی داشت. در سال ۱۳۹۵، مسدود شدن ۴۵ درصد منابع بانکی و کنترل سخت‌گیرانه بانک مرکزی بر استقراض بین‌بانکی، موجب شد سیاست کاهش نرخ سود بانکی با افت نرخ تورم سازگار نباشد. درحالی‌که بانک‌ها و شورای پول و اعتبار نرخ سود سپرده‌ها و تسهیلات را کاهش دادند، مقاومت بانک‌ها، رشد نرخ سود در بازارهای موازی مانند صندوق‌های سرمایه‌گذاری و انتشار اوراق خزانه، موجب شد کاهش نرخ سود محقق نشود. به‌علاوه، بنگاه‌داری بانک‌ها و کاهش نقدشوندگی دارایی‌ها، باعث منجمد شدن دارایی‌ها و افزایش ریسک نقدینگی و ناترازی ترازنامه شد. نوسان شاخص فشار بازار پول عمدتاً ناشی از افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی نسبت به سپرده‌ها بوده و روند تغییرات این جزء شاخص، نمایانگر نوسانات کلی نظام پولی ایران و وجود بحران بانکی است.

٤ برآورد مدل تجربی

٤,١ آزمون ریشه واحد

احتمال تغییر تابع توزیع متغیرها در طول زمان، لزوم بررسی سکون این تابع را در تحلیل‌های مختلف ضروری می‌سازد. چه بسا عدم‌توجه به این امر در الگوهای مختلف ضرایبی را به دست دهد که در واقع، هم اثر تغییر تابع توزیع و هم اثر تغییر مقدار متغیر را در بر داشته باشد و به عبارت دیگر روابط کاذبی را منجر گردد. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته برای همه متغیرها در زیر آورده شده است.

جدول ۳: آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (سطح)

آزمون ریشه واحد			
متغیر	آماره	احتمال	وضعیت
BC	-۴/۳۳	۰/۰۰۰	مانا
EG	-۳/۱۶	۰/۰۲۹	مانا
EX	-۳/۹۱	۰/۰۲۰	مانا
INV	-٤/٥٩	۰/۰۰۰	مانا
MI	-۳/٥٩	۰/۰۰۹	مانا
ER	-۳/۷۳	۰/۰۳۰	مانا

منبع: محاسبات تحقیق

فرضیه صفر این آزمون این است که متغیر دارای ریشه واحد و نامانا است. همانطور که از نتایج پیداست تمامی متغیرها در سطح معناداری ٥٪، مانا هستند.

٤,٢ مدل رشد اقتصادی

٤,٢,١ تخمین مدل STR

بعد از بررسی مانایی متغیرها، بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها به دنبال تخمین روابط بین متغیرها هستیم. با توجه به نتایج بدست آمده از آزمون‌ها، برای بررسی تاثیر متغیرهای روی یکدیگر در نمونه مورد بررسی از روش رگرسیون انتقال هموار استفاده می‌کنیم. برای این منظور در ابتدا به تخمین مدل TAR پرداخته می‌شود و با انجام آزمون تعیین آستانه[1] پس از تخمین این مدل، در مورد خطی یا غیرخطی بودن مدل تصمیم‌گیری خواهد شد.

جدول ٥: آزمون تعیین آستانه

Sequential F-Statistic determined thresholds: 1		
Threshold Test	Scaled F-Statistic	Critical Value
0 VS 1	۹/۳۸	۸/٥۸
1 VS 2	۱/۱۲	۱۰/۱۳

منبع: محاسبات تحقیق

[1] Threshold Specification

طبق نتایج این آزمون، چون آماره F (۹/۳۸) بزرگتر از مقدار بحرانی (۸/۵۸) است؛ بنابراین فرض وجود هیچ رابطه غیرخطی رد شده و یک رابطه غیرخطی در مدل وجود دارد. بنابراین، تعداد رژیم بهینه برای تخمین مدل دو رژیم می‌باشد و حتما یک رابطه غیرخطی در این مدل وجود دارد. همچنین مقدار آستانه نیز برای متغیر آستانه‌ای بحران بانکی، ۰/۲۷۶ تعیین شده است.

پس از تخمین مدل TAR و تشخیص رابطه غیرخطی در مدل، در این مرحله به تخمین مدل STR پرداخته می‌شود که نتایج آن در جدول ذیل گزارش شده است. در رژیم پایین یا همان بخش خطی مدل، بحران بانکی تاثیری معنادار و مثبت بر رشد اقتصادی دارد. در رژیم بالای بحران بانکی، بحران بانکی تاثیری منفی بر رشد اقتصادی دارد و این اثر معنادار است. تاثیر مثبت بحران بانکی در رژیم پایین بر رشد اقتصادی حاکی از آن است که بحران بانکی در ابعاد کوچک موجب افزایش الزامات بانکی و نظارت دقیق‌تر بر تسهیلات اعطایی خواهد شد و لذا موجب هدایت نقدینگی به سمت فعالیت‌های تولیدی و در نتیجه افزایش رشد اقتصادی خواهد شد. با افزایش بحران بانکی و عبور از حدود پایین، بانک مرکزی الزامات نظارتی کفایت سرمایه را بیشتر نموده و موجب کاهش دسترسی به اعتبارات بانکی خواهد شد. در نتیجه این موضوع، اعتبارات بانکی کاهش یافته و نرخ تامین مالی افزایش خواهد یافت و لذا، رشد اقتصادی کاهش خواهد یافت.

جدول ٦: تخمین مدل STR

متغیر	ضریب	احتمال معناداری
متغیرهای آستانه‌ای (رژیم پایین)		
BC	۰/۰۸	۰/۰۲
متغیرهای آستانه‌ای (رژیم بالا)		
BC	-۰/۰۸	۰/۰۲
متغیرهای بدون رژیم		
INV	۰/۳۱	۰/۰۰
ER	-۰/۹۹	۰/۰۱
MI	-۰/۱۶	۰/۱۰

منبع: محاسبات تحقیق

همچنین در مورد متغیرهای غیرآستانه‌ای باید عنوان نمود که اثرات سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی مثبت و اثرات اشتغال بر رشد اقتصادی منفی خواهد بود. اقتصاد ایران طی سال‌های اخیر با کاهش تشکیل سرمایه مواجه شده است و نسبت نیروی کار به سرمایه افزایش یافته است؛ لذا، با افزایش نیروی کار به دلیل اثرات ازدحام، رشد اقتصادی کاهش خواهد یافت. همچنین، متغیر بی‌ثباتی سیاست پولی تاثیر معناداری بر رشد اقتصادی نخواهد گذاشت.

جدول ۷: خلاصه وضعیت متغیر آستانه

رژیم	مقدار	متغیر آستانه
۲	۰/۲۷۶	BC(-2)

منبع: محاسبات تحقیق

همانطور که از جدول بالا پیداست، متغیر آستانه وقفه دوم بحران بانکی است که دارای ۲ رژیم است. اولین گام تشخیصی در مدل گزارش‌دهی معاملات مشکوک Suspicious Transaction Report (STR)، بررسی رد کفایت مدل خطی و توجیه استفاده از ساختار غیرخطی است. نتایج آزمون خطی بودن مبتنی بر آزمون LM-type در جدول (۸) گزارش شده است.

جدول ۸: آزمون خطی بودن

آزمون	آماره	احتمال
LM	۷/۵۶	۰/۰۳

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج آزمون، فرض صفر مبنی بر کفایت مدل خطی در سطح اطمینان ۵% تایید نمی‌شود که نشان دهنده رابطه غیرخطی میان متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی است. بنابراین، استفاده از مدل گزارش‌دهي معاملات مشکوک[1] به‌عنوان یک مدل غیرخطی کاملاً موجه است و این نتیجه، برتری مدل STR نسبت به مدل‌های خطی را تایید می‌کند. پس از رد فرضیه خطی بودن، گام بعدی در تحلیل انتخاب نوع مناسب مدل STR است. این آزمون به‌طور خاص میان دو نوع مدلSTR یعنی LSTR و ESTR تفاوت قائل می‌شود. نتایج این آزمون در جدول (۹) ارائه شده است.

جدول ۹: آزمون انتخاب میان LSTR و STR

آزمون	آماره	احتمال
LSTR	۴/۶۸	۰/۰۱
ESTR	۱/۱۱	۰/۲۵

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج به‌دست‌آمده از آزمون انتخاب نوع STR نشان می‌دهد که آزمون مربوط به LSTR معنادار بوده (با احتمال۰/۰۱)؛ در حالی که آزمون ESTR معنادار نیست. این نتیجه حاکی از آن است که گذار بین رژیم‌ها به‌صورت نامتقارن و آستانه‌ای است. به عبارت دیگر، مدل LSTR نسبت به ESTRبرای داده‌های مورد بررسی مناسب‌تر است زیرا گذار بین رژیم‌ها در مدل LSTR به‌طور غیرخطی و آستانه‌ای مدلسازی شده است.

پس از تخمین مدل به تخمین مدل مارکوف برای متغیر رشد اقتصادی انجام می‌شود.

٤,٢,٢ مدل تغییر رژیم مارکوف

پس از تخمین مدل STR، در این بخش به تخمین مدل تغییر رژیم مارکوف می‌پردازیم. در راستای تخمین مدل تغییر رژیم مارکوف، متغیر بحران بانکی به عنوان متغیری که تغییر رژیم دارد، در مدلسازی وارد خواهد شد. برای تشخیص اینکه آیا متغیر دارای سیکل است از طریق فیلتر هودریک پرسکات به روندزدایی متغیر پرداخته شده است که نتایج در نمودار زیر ارائه شده است. با توجه به نتایج فیلتر هودریک پرسکات وجود سیکل‌های نوسانی در بحران بانکی قابل مشاهده است. در نتیجه پس از تشخیص وجود سیکل‌های بحران بانکی پایین و بالا می‌توان از روش سوئیچینگ استفاده نمود.

حال در ادامه این بخش به تخمین مدل تغییر رژیم مارکوف برای متغیر رشد اقتصادی پرداخته خواهد شد. همانطور که از نتایج پیداست بحران بانکی در رژیم پایین بی‌معنی و در رژیم بالا دارای اثر معنادار و منفی بر رشد اقتصادی است. متغیرهای رشد نرخ ارز و بی‌ثباتی سیاست پولی اثر منفی و متغیر سرمایه‌گذاری اثر مثبت بر رشد اقتصادی خواهند گذاشت. نتایج این تئوری تائیدی بر تئوری‌های اقتصادی هستند.

جدول ۱۰: مدل تغییر رژیم مارکوف

متغیر	ضریب	احتمال معناداری
متغیرهای آستانه‌ای (رژیم پایین)		
BC	۰/۰۱	۰/۳۲
Log(Sigma)	-۲/۴۵	۰/۰۰
متغیرهای آستانه‌ای (رژیم بالا)		
BC	-۰/۱۷	۰/۰۰
Log(Sigma)	-۲/۹۸	۰/۰۰
متغیرهای بدون رژیم		
EX	-۰/۷۲	۰/۰۱
INV	۰/۲۸	۰/۰۰
MI	-۰/۲۲	۰/۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

یکی از مهم‌ترین ابزارهای تشخیصی برای ارزیابی توان مدل مارکوف‌سوییچینگ در شناسایی رژیم‌های پنهان، بررسی احتمالات هموارشده رژیم‌ها است. نتایج نشان می‌دهد که احتمال باقی‌ماندن در رژیم اول (غیربحرانی) بسیار بالا و برابر با

[1] Suspicious Transaction Report (STR)

۰/۹۷ است؛ این موضوع بیانگر پایداری قابل توجه وضعیت عادی اقتصاد در طول دوره نمونه و نیز ثبات رژیم غیربحرانی از منظر سازوکار مارکوفی است. در مقابل، احتمال باقی‌ماندن در رژیم دوم (بحرانی) برابر با ۰/۱۸ گزارش شده است که حاکی از ماندگاری پایین‌تر رژیم بحرانی و تمایل بالای اقتصاد به خروج از شرایط بحران می‌باشد. این الگو، بیش از آنکه نشانه ضعف مدل در شناسایی رژیم‌ها باشد، با ماهیت تجربی بحران‌های بانکی (به‌عنوان شوک‌های نسبتاً کوتاه‌مدت اما با شدت بالا) سازگار است و نشان می‌دهد مدل، "گذارهای سریع پس از ورود به بحران" را به‌صورت ساختاری در ماتریس انتقال منعکس کرده است.

جدول ۱۱: احتمالات هموار شده رژیم‌ها

	میانگین	حداقل	حداکثر
رژیم ۱	۰/۷۸	۰/۱۲	۰/۹۹
رژیم ۲	۰/۲۲	۰/۰۱	۰/۸۸

منبع: محاسبات تحقیق

ماتریس احتمال انتقال نشان می‌دهد که احتمال باقی ماندن در رژیم غیربحرانی برابر با ۰/۹۷ بوده و رژیم بحرانی از ماندگاری کمتری برخوردار است. این ساختار نشان‌دهنده پایداری رژیم‌ها و شناسایی صحیح وضعیت‌های اقتصادی توسط مدل است.

جدول ۱۲: ماتریس احتمال انتقال

	۱	۲
۱	۰/۹۷	۰/۰۳
۲	۰/۱۸	۰/۸۲

منبع: محاسبات تحقیق

۴,۳ مدل سرمایه‌گذاری

۴,۳,۱ تخمین مدل STR

بعد از تخمین مدل‌های رشد اقتصادی و بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها به دنبال تخمین روابط بین متغیرها در مدل سرمایه‌گذاری هستیم. با توجه به نتایج بدست آمده از آزمون‌ها، برای بررسی تاثیر متغیرهای روی یکدیگر در نمونه مورد بررسی از روش رگرسیون انتقال هموار استفاده می‌کنیم. پس از تخمین مدل TAR به انجام آزمون تعیین آستانه پس از تخمین این مدل، در مورد خطی یا غیرخطی بودن مدل تصمیم‌گیری خواهد شد.

جدول ۱۳: آزمون تعیین آستانه

Sequential F-Statistic determined thresholds: 1			
Threshold Test	F-Statistic	Scaled F-Statistic	Critical Value
0 VS 1	۵/۹۳	۱۱/۸۷	۱۱/۴۷
1 VS 2	۴/۰۸	۸/۱۷	۱۲/۹۵

منبع: محاسبات تحقیق

طبق نتایج این آزمون، چون آماره F (۱۱/۸۷) بزرگتر از مقدار بحرانی (۱۱/۴۷) است؛ بنابراین فرض وجود هیچ رابطه غیرخطی رد شده و یک رابطه غیرخطی در مدل وجود دارد. بنابراین، تعداد رژیم بهینه برای تخمین مدل یک رژیم می‌باشد و حتما یک رابطه غیرخطی در این مدل وجود دارد. همچنین مقدار آستانه نیز برای متغیر آستانه‌ای بحران بانکی، ۴۳۹۴/۵۳۲- تعیین شده است. پس از تخمین مدل TAR و تشخیص رابطه غیرخطی در مدل، در این مرحله به تخمین مدل STR پرداخته می‌شود که نتایج آن در جدول ذیل گزارش شده است. بنابراین، در مرحله بعد پارامترهای مدل با استفاده از الگوریتم نیوتن-رافسون تخمین زده می‌شود که نتایج در قالب جدول (۴-۱۰) ارائه شده‌است. ذکر این نکته ضروری است که تنها متغیرهایی در بخش خطی و یا غیرخطی لحاظ می‌شوند که ضرایب این متغیرها به لحاظ آماری در سطح اعتماد مناسب معنی‌دار باشد. در هر دو رژیم، متغیر بحران بانکی تاثیرگذار و در سطح معناداری ۵٪، معنادار است. با توجه به ضرایب برآوردی برای بحران بانکی باید عنوان نمود که در رژیم پایین تاثیر بحران بانکی بر سرمایه‌گذاری مثبت و در رژیم و حد بالای بحران بانکی، تاثیر بحران بانکی بر سرمایه‌گذاری منفی خواهد بود. نتایج مدل سرمایه‌گذاری مشابه مدل رشد اقتصادی بوده

و به نوعی تاییدی بر ضرایب برآوردی می‌باشد. بنابراین، بحران بانکی در رژیم پایین با تقویت الزامات بانکی موجب اصابت و هدایت نقدینگی به سمت فعالیت‌های اقتصادی شده و با افزایش بحران و تشدید آن، منابع بانکی محدود گشته و تامین مالی فعالیت‌های اقتصادی با مشکل مواجه خواهد شد و لذا سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی کاهش خواهد یافت. شایان ذکر است که متغیرهای رشد نرخ ارز و رشد اقتصادی اثر معناداری بر سرمایه‌گذاری ندارند. همچنین بی‌ثباتی سیاست پولی موجب افزایش سرمایه‌گذاری خواهد شد.

جدول ١٤: تخمین مدل STR

متغیر	ضریب	احتمال معناداری
متغیرهای آستانه‌ای (رژیم پایین)		
BC	۰/۳۲	۰/۰۰
متغیرهای آستانه‌ای (رژیم بالا)		
BC	-۰/۳۴	۰/۰۰
متغیرهای بدون رژیم		
EX	-۰/۰۶	۰/۵۸
EG	۰/۳۸	۰/۱۰
MI	۰/۲۰	۰/۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

همانطور که در نتایج مدل رشد اقتصادی بدان اشاره شد، رشد نرخ ارز موجب افزایش هزینه‌های سرمایه‌گذاری شده و از این‌رو موجب کاهش سرمایه‌گذاری خواهد شد. با افزایش رشد اقتصادی و افزایش قدرت خرید آحاد جامعه تقاضا برای کالاها و خدمات افزایش خواهد یافت و لذا، سرمایه‌گذاری نیز برای پاسخگویی سطح تقاضای افزایش یافته، افزایش خواهد یافت. همچنین، بی‌ثباتی سیاست پولی موجب افزایش نظارت و الزامات بانکی شده و از این طریق موجب هدایت دقیق‌تر تسهیلات بانکی به بخش تولید و افزایش سرمایه‌گذاری خواهد شد.

جدول ١٥: خلاصه وضعیت متغیر آستانه

رژیم	مقدار	متغیر آستانه
۲	۰/۵۷	BC(-2)

منبع: محاسبات تحقیق

همانطور که از جدول بالا پیداست، متغیر آستانه وقفه دوم بحران بانکی است که دارای ۲ رژیم است. اولین گام تشخیصی در مدل STR، بررسی رد کفایت مدل خطی و توجیه استفاده از ساختار غیرخطی است. نتایج آزمون خطی بودن مبتنی بر آزمون LM-type در جدول (١٦) گزارش شده است.

جدول ١٦: آزمون خطی بودن

احتمال	آماره	آزمون
۰/۰۲	۹/۸۴	LM

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج آزمون، فرض صفر مبنی بر کفایت مدل خطی در سطح اطمینان ۵% تایید نمی‌شود که نشان دهنده رابطه غیرخطی میان متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی است. بنابراین، استفاده از مدل STR به‌عنوان یک مدل غیرخطی کاملاً موجه است و این نتیجه، برتری مدل STR نسبت به مدل‌های خطی را تایید می‌کند. پس از رد فرضیه خطی بودن، گام بعدی در تحلیل انتخاب نوع مناسب مدل STR است. این آزمون به‌طور خاص میان دو نوع مدل STR یعنی LSTR و ESTR تفاوت قائل می‌شود. نتایج این آزمون در جدول (١٧) ارائه شده است.

جدول ۱۷: آزمون انتخاب میان LSTR و STR

آزمون	آماره	احتمال
LSTR	۵/۲۱	۰/۰۲
ESTR	۱/۱۰	۰/۲۲

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج به‌دست‌آمده از آزمون انتخاب نوع STR نشان می‌دهد که آزمون مربوط به LSTR معنادار بوده (با احتمال۰/۰۲)؛ درحالی‌که آزمون ESTR معنادار نیست. این نتیجه حاکی از آن است که گذار بین رژیم‌ها به‌صورت نامتقارن و آستانه‌ای است. به عبارت دیگر، مدل LSTR نسبت به ESTR برای داده‌های مورد بررسی مناسب‌تر است زیرا گذار بین رژیم‌ها در مدل LSTR به‌طور غیرخطی و آستانه‌ای مدلسازی شده است. پس از تخمین مدل به تخمین مدل مارکوف برای متغیر سرمایه‌گذاری انجام می‌شود.

۴,۳,۲ مدل تغییر رژیم مارکوف

پس از تخمین مدل STR، در این بخش به تخمین مدل تغییر رژیم مارکوف پرداخته خواهد شد. در راستای تخمین مدل تغییر رژیم مارکوف، متغیر بحران بانکی به عنوان متغیری که تغییر رژیم دارد، در مدلسازی وارد خواهد شد. . همانطور که در بخش مدلسازی رشد اقتصادی بدان اشاره و پرداخته شد با روندزدایی از متغیر بحران بانکی، نتایج حاکی از سیکلی بودن متغیر بحران بانکی بوده است. همانطور که از نتایج پیداست در رژیم پایین بحران بانکی، متغیر بحران بانکی دارای اثر مثبت معنادار است ولی در رژیم بالا این اثر بی‌معناست. متغیرهای رشد نرخ ارز دارای اثری بی معنی و متغیرهای رشد اقتصادی و بی‌ثباتی سیاست پولی دارای اثر مثبت هستند. نتایج این تئوری تائیدی بر تئوری‌های اقتصادی هستند.

جدول ۱۸: مدل تغییر رژیم مارکوف

متغیر	ضریب	احتمال معناداری
متغیرهای آستانه‌ای (رژیم پایین)		
BC	۰/۰۳	۰/۰۳
Log(Sigma)	-۲/۷۷	۰/۰۰
متغیرهای آستانه‌ای (رژیم بالا)		
BC	-۰/۰۳	۰/۳۹
Log(Sigma)	-۱/۷۷	۰/۰۰
متغیرهای بدون رژیم		
EX	۰/۰۱	۰/۸۱
EG	۰/۳۱	۰/۰۳
MI	۰/۱۷	۰/۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

در ادامه به‌منظور ارزیابی کفایت مشخصات مدل و پشتیبانی از نتایج برآورد ضرایب، سه آزمون تشخیصی متعارف شامل بررسی احتمالات هموارشده رژیم‌ها، ماتریس احتمالات انتقال و آزمون Ljung–Box ارائه می‌شود. این آزمون‌ها نقش مهمی در تأیید شناسایی صحیح رژیم‌ها و اعتبار نتایج برآورد ایفا می‌کنند. در جدول (۱۹) احتمالات هموارشده رژیم‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد. تمرکز احتمالات هموارشده در نزدیکی مقادیر صفر و یک نشان‌دهنده توان مناسب مدل در تفکیک رژیم‌ها و عدم بروز پدیده اختلاط رژیم‌ها است. این نتیجه از تفسیر متفاوت ضرایب متغیر BC در رژیم‌های مختلف پشتیبانی می‌کند.

جدول ۱۹: احتمالات هموار شده رژیم‌ها

	میانگین	حداقل	حداکثر
رژیم ۱	۰/۷۳	۰/۰۸	۰/۹۸
رژیم ۲	۰/۲۷	۰/۰۲	۰/۹۲

منبع: محاسبات تحقیق

احتمال بالای باقی‌ماندن در رژیم غیربحرانی بیانگر پایداری این وضعیت است، در حالی که کوتاه‌عمر بودن رژیم بحرانی با ماهیت گذرای شوک‌های بانکی سازگار بوده است.

جدول ۲۰: ماتریس احتمال انتقال

	۱	۲
۱	۰/۹۵	۰/۰۵
۲	۰/۷۹	۰/۲۱

منبع: محاسبات تحقیق

۵ نتیجه‌گیری

موضوع محوری این مقاله، بررسی اثرات بحران بانکی بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی است که در هر دو مدل، بحران بانکی به عنوان متغیر دارای رژیم و آستانه‌ای وارد مدل شد. در مدل‌های مورد تخمین برای رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری، نتایج تایید کننده یکدیگر بوده‌اند و در تمامی مدل‌ها در رژیم پایین، بحران بانکی دارای اثر مثبت بر رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری بوده است. این یافته حاکی از آن است که در شرایطی که شدت بحران در سطح پایینی قرار دارد، می‌تواند به عنوان یک شوک تنظیم‌کننده عمل کند. در این رژیم، بحران‌های بانکی معمولاً به اندازه‌ای جدی نیستند که باعث فروپاشی سیستم مالی شوند، اما از طریق افزایش انضباط مالی، کاهش ریسک‌پذیری غیرمنطقی بانک‌ها و وادار کردن دولت‌ها به اصلاحات ساختاری، زمینه را برای رشد اقتصادی پایدارتر فراهم می‌کنند. به‌ویژه، این بحران‌های خفیف ممکن است منجر به تخصیص کارآمدتر منابع، حذف مؤسسات مالی ضعیف و تسریع در پذیرش فناوری‌های مالی نوین شوند.

با این حال، تأثیر مثبت انضباط مالی در رژیم‌های با شدت بحران بانکی بالا ممکن است معکوس شود، چرا که در آن شرایط، بی‌ثباتی سیستم مالی می‌تواند به کاهش اعتبارات، رکود گسترده و افزایش هزینه‌های نجات بانک‌ها منجر گردد. بنابراین، یافته‌های این مطالعه بر اهمیت مدیریت هوشمند بحران تأکید دارد؛ به‌گونه‌ای که سیاست‌گذاران بتوانند با جلوگیری از تشدید بحران، از اثرات مثبت آن در رژیم‌های کم‌شدت بهره‌برداری کنند. این تحلیل نشان می‌دهد که بحران‌های بانکی لزوماً مخرب نیستند، بلکه نحوه مدیریت و سطح شدت آن‌هاست که تعیین‌کننده تأثیر نهایی بر رشد اقتصادی است.

همچنین طبق یافته‌ها، در رژیم بالای بحران بانکی، بحران بانکی دارای تأثیری منفی بر رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری بوده است. این یافته را می‌توان از چند منظر تحلیل کرد: اولاً، بحران‌های شدید بانکی با ایجاد بی‌ثباتی در سیستم مالی، منجر به کاهش اعتبارات بانکی و افزایش هزینه تأمین مالی برای بنگاه‌های اقتصادی می‌شوند که این امر مستقیما سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های مولد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. ثانیا، چنین بحران‌هایی معمولا با فرار سرمایه‌ها، کاهش ارزش پول ملی و افزایش نااطمینانی‌های اقتصادی همراه هستند که همگی به کاهش رشد اقتصادی منجر می‌شوند. ثالثاً، واکنش‌های سیاستی معمول در مواجهه با بحران‌های شدید، مانند اجرای سیاست‌های انقباضی یا ملی‌کردن بانک‌های مشکل‌دار، ممکن است به جای بهبود شرایط، موجب تشدید رکود اقتصادی شود. این نتایج بر اهمیت مدیریت بحران‌های بانکی در مراحل اولیه و اتخاذ سیاست‌های پیشگیرانه تأکید دارد، چرا که اثرات منفی بحران‌های شدید می‌تواند پیامدهای بلندمدت و جبران‌ناپذیری بر اقتصاد داشته باشد.

نتیجه‌ای که در برآوردهای تجربی این مقاله مشاهده می‌شود و حاکی از هم‌زمانی بروز تنش‌های محدود بانکی با بهبود موقت برخی شاخص‌های رشد اقتصادی است، نباید به‌عنوان وجود یک رابطه علی مستقیم و پایدار میان بحران بانکی و رشد اقتصادی تفسیر شود. این یافته صرفاً در چارچوب رفتار غیرخطی اقتصاد و وابستگی اثرات بحران بانکی به شدت و دامنه آن معنا پیدا می‌کند. در واقع، آنچه در سطوح پایین شاخص بحران بانکی مشاهده می‌شود، نه «اثر مثبت بحران»، بلکه بازتاب واکنش‌های اصلاحی و تعدیلی نظام مالی و سیاست‌گذار در مواجهه با تنش‌های محدود بانکی است. از منظر نظری، ادبیات بی‌ثباتی مالی و اقتصاد کلان مالی نشان می‌دهد که شوک‌های مالی کوچک و غیرسیستمی می‌توانند به‌عنوان سیگنال‌های هشداردهنده عمل کرده و بدون ایجاد اختلال

گسترده در فرآیند تأمین مالی، منجر به فعال شدن سازوکارهای نظارتی و انضباطی شوند. در چنین شرایطی، تشدید نظارت بانکی، محدودسازی رفتارهای پرریسک، بازنگری در استانداردهای اعتباردهی و اصلاح تخصیص منابع اعتباری، می‌تواند به بهبود کارایی نظام بانکی و هدایت منابع به سمت فعالیت‌های مولد منجر شود. این فرآیند، به‌ویژه در اقتصادهایی که نظام بانکی نقش غالب در تأمین مالی دارد، ممکن است در کوتاه‌مدت خود را به‌صورت بهبود نسبی عملکرد بخش واقعی و رشد اقتصادی نشان دهد.

با این حال، این اثر ماهیتی گذرا، شرطی و وابسته به شدت بحران دارد. نتایج حاصل از مدل‌های غیرخطی به‌کاررفته در این مقاله نشان می‌دهد که با عبور شاخص بحران بانکی از آستانه‌های مشخص، سازوکارهای اصلاحی مذکور تضعیف شده و آثار غالب منفی بحران بانکی آشکار می‌شود. در این مرحله، محدودیت اعتباری، افزایش نااطمینانی، کاهش سرمایه‌گذاری خصوصی و اختلال در واسطه‌گری مالی، اثرات منفی و معناداری بر رشد اقتصادی برجای می‌گذارند. بنابراین، رابطه میان بحران بانکی و رشد اقتصادی یک رابطه یکنواخت و خطی نیست، بلکه به‌طور اساسی به شدت و پویایی بحران وابسته است.

از منظر تجربی نیز، این نتیجه باید در بستر ویژگی‌های نهادی و ساختاری اقتصاد ایران تفسیر شود. نقش پررنگ دولت و بانک مرکزی در نظام بانکی، امکان مداخلات نظارتی سریع و اعمال سیاست‌های احتیاطی در مراحل اولیه تنش مالی را فراهم می‌کند. در چنین شرایطی، بروز تنش‌های محدود بانکی می‌تواند به افزایش انضباط مالی و بهبود رفتار بانک‌ها بینجامد، بدون آنکه به یک بحران فراگیر اعتباری تبدیل شود. با این وجود، مقاله به‌صراحت از تعمیم این نتیجه به بحران‌های بانکی عمیق و سیستماتیک پرهیز می‌کند و تأکید دارد که در سطوح بالای بحران، اثرات مخرب بانکی بر رشد اقتصادی به‌مراتب غالب و تعیین‌کننده است.

به عنوان پیشنهادات سیاستی مبتنی بر نتایج تحقیق می‌توان دو پیشنهاد اصلی برای ارکان بانک مرکزی کشور به عنوان مجری سیاست پولی ارائه نمود: نخست، بانک مرکزی باید رویکردی "پیش‌نگر و مبتنی بر شدت بحران بانکی" در طراحی و اجرای سیاست‌های پولی و نظارتی اتخاذ کند. یافته‌ها نشان می‌دهد که بحران‌های بانکی با شدت پایین می‌توانند نقشی تنظیم‌کننده و اصلاحی در اقتصاد ایفا کنند؛ ازاین‌رو، مداخلات سیاستی در این مرحله باید به‌گونه‌ای باشد که ضمن جلوگیری از تشدید بحران، از آثار مثبت آن مانند افزایش انضباط مالی، بهبود تخصیص منابع و اصلاح رفتار پرریسک بانک‌ها حمایت شود. تقویت چارچوب‌های نظارتی هوشمند، ارتقای شفافیت صورت‌های مالی بانک‌ها، اعمال نظارت مبتنی بر ریسک و ایجاد سازوکارهای هشدار زودهنگام می‌تواند به بانک مرکزی کمک کند تا بحران‌های خفیف را در سطحی قابل‌کنترل نگه دارد و از تبدیل آن‌ها به بحران‌های شدید جلوگیری نماید.

دوم، در مواجهه با "رژیم‌های با شدت بالای بحران بانکی" سیاست‌های بانک مرکزی باید بر حفظ ثبات مالی و جلوگیری از سرایت بحران به بخش واقعی اقتصاد متمرکز شود. در این شرایط، اتخاذ سیاست‌های صرفاً انقباضی می‌تواند به تشدید رکود و کاهش سرمایه‌گذاری منجر شود؛ بنابراین، استفاده هدفمند از ابزارهای تأمین نقدینگی، حمایت مشروط از بانک‌های سالم، مدیریت فعال بازار بین‌بانکی و هماهنگی نزدیک با سیاست‌های مالی دولت ضروری است. علاوه بر این، طراحی چارچوب‌های مؤثر برای حل‌وفصل بانک‌های مشکل‌دار، بدون تحمیل هزینه‌های سنگین به بودجه عمومی، می‌تواند از آثار بلندمدت و جبران‌ناپذیر بحران‌های شدید بر رشد اقتصادی جلوگیری کند. در مجموع، نتایج این مطالعه بر اهمیت "مدیریت مرحله‌ای و هوشمند بحران بانکی" توسط بانک مرکزی تأکید دارد؛ به‌گونه‌ای که سیاست‌گذار بتواند از ظرفیت‌های اصلاحی بحران‌های خفیف بهره‌برداری کرده و هم‌زمان مانع از بروز پیامدهای مخرب بحران‌های شدید شود.

تأمین مالی
نویسندگان اعلام کردند که هیچ حمایت مالی برای این پژوهش وجود ندارد.

تضاد منافع
نویسندگان اعلام کردند که هیچ گونه تضاد منافع برای این پژوهش وجود ندارد.

اعلام استفاده از هوش مصنوعی
نویسنده/نویسندگان اعلام می‌کنند که در تولید، نگارش و تحلیل این مقاله از هیچ‌گونه ابزار یا فناوری هوش مصنوعی استفاده نشده است.

مشارکت نویسندگان
نویسندگان در مفهوم‌سازی و نگارش مقاله مشارکت داشتند. همهٔ نویسندگان محتوای مقاله را تأیید کردند و در مورد تمام جنبه‌های کار توافق داشتند.

تشکر و قدردانی
نویسندگان از داوران نشریه تشکر می‌کنند.

منابع

Abbasinezhad, H., Barkhordari-Durbash, S., & Esfahani, P. (2023). Investigating the effects of productivity shocks on nominal prices during banking crises. *Econometric Modeling, 8*(3), 35–57. [in Persian]

Abiad, A., Balakrishnan, R., Brooks, P. K., Leigh, D., & Tytell, I. (2014). What's the damage? Medium-term output dynamics after financial crises. *Financial crises: Causes, consequences, and policy responses*, 277-307. https://ssrn.com/abstract=1512251.

Abiad, M. A. (2003). *Early warning systems: A survey and a regime-switching approach*. International Monetary Fund. Working Paper.

Abounoori, E., & Kashefi, A. (2018). The Effects of banking efficiency and monetary discipline on economic growth of Iranian provinces. *Macroeconomics Research Letter*, *13*(25), 154-180. Doi: 10.22080/IEJM.2018.2038 .[in Persian]

Aghion, P., Angeletos, G. M., Banerjee, A., & Manova, K. (2010). Volatility and growth: Credit constraints and the composition of investment. *Journal of Monetary Economics*, *57*(3), 246-265. http://www.sciencedirect.com

Barro, R. J. (2001). Economic growth in East Asia before and after the financial crisis. Working Paper, http://www.nber.org/papers/w8330.

Bernanke, B. (1983). Financial crises and their impact on the recession. *Journal of Economic Analysis, 5*(2), 32–45.

Bernanke, B. S., Gertler, M., & Gilchrist, S. (1999). The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. *Handbook of macroeconomics*, *1*, 1341-1393. https://doi.org/10.1016/S1574-0048(99)10034-X

Chenarani, H., Yavari, K., Heydari, H., & Sharifzadeh, M. (2023). The effect of banking crises on macroeconomic variables within the DSGE models framework. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, *12*(46), 9-38. Doi: 10.22084/aEs.2021.25066.3359. [in Persian]

Claessens, S., Kose, M. A., & Terrones, M. E. (2012). How do business and financial cycles interact?. *Journal of International Economics*, *87*(1), 178-190. https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2011.11.008

Fallahi, S., & Rahmani, T. (2019). Identifying the role of financial shocks in Iran's economy (using the sign restriction and Bayesian estimation approach). *The Journal of Planning and Budgeting, 23*(4), 3-35. Doi: 20.1001.1.22519092.1397.23.4.1.9 [in Persian]

Gramlich, D., Miller, G. L., Oet, M. V., & Ong, S. J. (2010). Early warning systems for systemic banking risk: critical review and modeling implications. *Banks & bank systems*, (5, Iss. 2 (cont.)), 199-211. **http://www.irbis-nbuv.gov.ua**

Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 357-384. **https://www.jstor.org/stable/1912559**

Ho, T.K. (2007). Potential pitfalls of Markov switching models in the study of currency crises. *Taiwan Economic Review, 35*(2), *213-247*. doi.org/10.6277/ter.2007.352.4

https://doi.org/10.1111/j.1538-4616.2012.00565.

Husted, L., Rogers, J., & Sun, B. (2020). Monetary policy uncertainty. *Journal of Monetary Economics*, *115*, 20-36. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2019.07.009. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2019.07.009

Kenny, S., Lennard, J., & Turner, J. D. (2021). The macroeconomic effects of banking crises: Evidence from the United Kingdom, 1750–1938. *Explorations in Economic History*, *79*, 101357. https://doi.org/10.1016/j.eeh.2020.101357

Laeven, L., & Valencia, F. (2013). The real effects of financial sector interventions during crises. *Journal of money, credit and Banking*, *45*(1), 147-177.

Laeven, M. L., & Valencia, M. F. (2012). *Systemic banking crises database: An update*. International Monetary Fund. http://www.imf.org

Li, F., & Zhang, S. (2022). Does financial crisis change the relationship between bank development and economic growth? Evidence from US states. *Plos one*, *17*(4), e0267394. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0267394

Lo, M. C., & Piger, J. (2005). Is the response of output to monetary policy asymmetric? Evidence from a regime-switching coefficients model. *Journal of Money, Credit and Banking*, 865-886. https://ideas.repec.org/a/mcb/jmoncb/v37y2005i5p865-86.html

Maboudian, E., & Ehsani, M. A. (2020). The effect of key macroeconomic shock variables on GDP in Iran: A sign-restricted Bayesian VAR approach. *Iranian Economic Review*, *24*(4), 1099-1118.doi: 10.22059/ier.2020.78839

Parvin, S., Ebrahimi, I., & Ahmadian, A. (2014). Analysis of the impact of banking system's balance sheet shocks on output and inflation in Iranian economy. *Economics Research, 14*(59), 149-186. [in Persian]

Reinhart, C. M., & Rogoff, K. (2009). *Banking crises: More than just a recession*. Economics Library.

Shah Hosseini, S., & Bahrami, J. (2012). Designing a New Keynesian DSGE model for the Iranian economy with a banking sector. *Iranian Economic Research, 17*(53), 55–83. https://civilica.com/doc/682251 .[in Persian]

Shchepeleva, M., Stolbov, M., & Weill, L. (2024). Do sanctions trigger financial crises?. *Finance Research Letters*, *64*, 105467. https://doi.org/10.1016/j.frl.2023.105467

Teräsvirta, T. (1994). Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the American Statistical Association*, *89*(425), 208-218.

Wix, C. (2017). *The long-run real effects of banking crises: Firm-level investment dynamics and the role of wage rigidity* (No. 189). SAFE Working Paper. doi:10.2139/ssrn.3075810